

Composante du produit n° 82-003-X au catalogue de Statistique Canada
Rapports sur la santé

Article

Estimation de la survie relative dans le cas du cancer : une analyse du biais attribuable à l'utilisation de tables de mortalité périmées

par Larry F. Ellison

Février 2014



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-877-287-4369 |

Programme des services de dépôt

- | | |
|---------------------------|----------------|
| Service de renseignements | 1-800-635-7943 |
| Télécopieur | 1-800-565-7757 |

Comment accéder à ce produit

Le produit n° 82-003-X, au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de
Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2014

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente
publication est assujettie aux modalités de l'entente
de licence ouverte de Statistique Canada
(<http://www.statcan.gc.ca/reference/licence-fra.html>).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, ses entreprises, ses administrations et les autres établissements. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

- | | |
|----------------|---|
| . | indisponible pour toute période de référence |
| .. | indisponible pour une période de référence précise |
| ... | n'ayant pas lieu de figurer |
| 0 | zéro absolu ou valeur arrondie à zéro |
| 0 ^s | valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie |
| p | provisoire |
| r | révisé |
| x | confidentiel en vertu des dispositions de la <i>Loi sur la statistique</i> |
| E | à utiliser avec prudence |
| F | trop peu fiable pour être publié |
| * | valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$) |

Estimation de la survie relative dans le cas du cancer : une analyse du biais attribuable à l'utilisation de tables de mortalité périmées

par Larry F. Ellison

Résumé

Contexte

Les analyses de la survie relative dans le cas du cancer se fondent souvent sur des estimations de la survie prévue non à jour, lorsqu'il est difficile d'obtenir des renseignements à jour. Cette pratique repose sur l'hypothèse selon laquelle tout biais éventuellement introduit dans les estimations de la survie prévue et, par conséquent, dans celles de la survie relative, sera négligeable. Cela dit, aucune étude empirique de ce biais n'a encore été publiée.

Données et méthodes

Les données proviennent du Registre canadien du cancer, le suivi de la mortalité a été réalisé par couplage des enregistrements de ce dernier avec ceux de la Statistique de l'état civil – Base de données sur les décès. Les ratios de survie relative (RSR) pour 2005 à 2007 ont été calculés selon la méthode d'analyse par période, à partir de tables de mortalité centrées sur le Recensement de 2006, ce qui a permis d'estimer la survie prévue. Puis, l'analyse a été reprise à partir de tables de mortalité remontant à cinq ans et à dix ans.

Résultats

L'utilisation de tables de mortalité remontant à cinq ans pour calculer la survie prévue a entraîné un accroissement des RSR pour tous les sièges de cancer. Cet accroissement était d'autant plus prononcé que la durée de survie était longue. Par exemple, les RSR à 1 an, à 5 ans et à 10 ans ont augmenté de 0,2, 0,8 et 1,7 point de pourcentage, respectivement, tous sièges de cancer confondus. L'augmentation de la survie à 5 ans a été la plus marquée dans le cas des cancers de la prostate (2,0 points de pourcentage) et de la vessie (1,6), de même que chez les hommes (1,2) et chez les personnes âgées de 75 à 99 ans au moment du diagnostic (1,9). Les écarts observés étaient à peu près deux fois plus élevés lorsque les tables de mortalité remontaient à dix ans.

Interprétation

L'utilisation de données historiques plutôt qu'actuelles sur la survie prévue pour calculer les RSR dans le cas du cancer peut donner lieu à une surestimation de la survie portant à conséquence

Mots-clés

Biais, méthodes épidémiologiques, tables de mortalité, néoplasmes, registres, survie.

Auteur

Larry F. Ellison (1-613-951-5244; larry.ellison@statcan.gc.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Dans les études du cancer fondées sur la population, le ratio de survie relative (RSR) est le paramètre de mesure de prédilection pour l'évaluation et la comparaison de la survie. La survie relative s'entend du ratio de la proportion *observée* de cas de survie (dans un groupe de personnes ayant reçu un diagnostic de cancer) à la proportion *prévue* de cas de survie (chez les membres de l'ensemble de la population exemptes de la forme de cancer étudiée et ayant des caractéristiques semblables)¹. Dans la pratique, les proportions prévues de cas de survie sont habituellement calculées d'après les tables de mortalité portant sur l'ensemble de la population.

Toutefois, aux fins de suivi des cancéreux, on ne dispose pas toujours de tables de mortalité de la population qui correspondent aux années civiles de suivi les plus récentes. La pratique dans de telles circonstances a été d'élargir les tables de mortalité portant sur la période la plus récente afin d'y inclure les années restantes pour lesquelles des estimations de la survie prévue sont requises². Cette pratique repose sur l'hypothèse selon laquelle tout biais éventuellement introduit dans les estimations de la survie prévue et, par conséquent, dans les ratios de la survie relative, sera négligeable,

mais à ce jour aucune étude empirique d'un tel biais n'a encore été publiée. Qui plus est, il semble que le recours de plus en plus répandu à la méthode d'analyse de la survie par période, soit pour compléter ou remplacer les approches traditionnelles d'analyse de cohortes, augmente les risques de biais.

À partir des données du Registre canadien du cancer (RCC), l'auteur examine l'incidence sur les RSR d'utiliser des tables de mortalité historiques plutôt qu'à jour pour estimer la survie prévue. Les résultats sont présentés selon le sexe, le groupe d'âge et la durée de survie.

Estimation de la survie relative dans le cas du cancer : une analyse du biais attribuable à l'utilisation de tables de mortalité périmées • Coup d'œil méthodologique

Méthodes

Sources de données

Les données sur l'incidence du cancer sont tirées de la version d'octobre 2011 du Registre canadien du cancer (RCC), une base de données dynamique, orientée vers la personne et représentative de la population, qui est tenue à jour par Statistique Canada. Le RCC contient des données sur les cas de cancer diagnostiqués depuis 1992 tirées des rapports des registres provinciaux et territoriaux du cancer.

Un fichier contenant des enregistrements correspondant aux cas de cancer invasif et de cancer *in situ* de la vessie (qui sont déclarés pour chaque province et territoire, sauf l'Ontario) a été créé selon les règles de codage des tumeurs primaires multiples du Centre international de recherche sur le cancer³. Les cas de cancer ont été définis conformément à la *Classification internationale des maladies pour l'oncologie, Troisième édition*⁴ et groupés selon les définitions du programme SEER (pour *Surveillance, Epidemiology, and End Results*), le mésothéliome et le sarcome de Kaposi étant présentés séparément⁵.

Le suivi de la mortalité a été réalisé par couplage des enregistrements du RCC à ceux de la Statistique de l'état civil – Base de données sur les décès (les décès enregistrés au Québec non compris) et à partir des renseignements obtenus des registres provinciaux et territoriaux du cancer. En cas de décès déclaré par un registre provincial, mais non confirmé par couplage d'enregistrements (données nationales), on a supposé que la personne était décédée à la date indiquée par le registre déclarant.

Techniques d'analyse

Les ratios prévus de survie relative pour 2005 à 2007 ont été calculés à partir de tables de mortalité centrées sur le Recensement de la population de 2006⁶, afin d'estimer la survie prévue. Ces RSR constituaient les ratios de référence. Les calculs ont été repris d'après des tables de mortalité centrées sur le Recensement de 2001⁷ et sur celui de 1996⁸ et on a

déterminé les écarts en points de pourcentage entre les RSR de référence et les RSR correspondant aux périodes moins récentes.

Les écarts de proportions prévues de cas de survie notés entre les différentes séries de tables de mortalité ne sauraient être entièrement attribuables à l'évolution naturelle de l'espérance de vie au fil du temps, car la méthodologie servant à produire ces tables a changé elle aussi. Deux modifications importantes ont été apportées à celle-ci, en commençant avec les tables de mortalité de 2005 à 2007 : la première avait trait à la méthode d'estimation de la mortalité aux grands âges et la seconde, à la méthode de lissage des quotients de mortalité selon l'âge⁹. Étant donné que la présente analyse a pour but d'étudier l'incidence de l'utilisation de données historiques, on

n'a pas cherché à isoler les effets de ces améliorations méthodologiques, ceux-ci ayant été jugés minimes⁹.

La méthode d'analyse de la survie par période¹⁰ est fondée sur un algorithme du domaine public¹¹ qui incorpore la méthode d'Ederer II¹². On y a apporté certaines adaptations mineures pour une meilleure précision (p. ex. détermination de l'âge atteint à trois décimales près). La survie prévue a été calculée à partir de tables de mortalité provinciales complètes propres au sexe. On ne disposait pas de tables complètes pour l'Île-du-Prince-Édouard et les trois territoires, du fait de la petite taille de leur population. Les proportions prévues de cas de survie pour ces régions ont été tirées de tables de mortalité abrégées pour le Canada et pour les administrations concernées, ainsi que de tables de mortalité complètes pour

Tableau 1

Sexe, âge moyen au moment du diagnostic et répartition en pourcentage des cas selon le groupe d'âge^a, certains cancers, Canada, le Québec non compris, 2000 à 2007

Cancer	Hommes (%)	Âge moyen	Répartition en pourcentage selon le groupe d'âge			
			15 à 54 ans	55 à 64 ans	65 à 74 ans	75 à 99 ans
Tous les cancers	53	66	21	22	27	30
Cavité buccale et pharynx	67	63	29	25	24	23
Œsophage	73	69	13	22	29	35
Estomac	65	69	15	18	27	39
Côlon, à l'exclusion du rectum	51	70	12	18	29	41
Rectum et recto-sigmoïde	62	67	17	23	29	32
Foie	76	65	22	23	29	26
Pancréas	50	70	12	19	28	41
Larynx	83	66	15	28	33	25
Poumon et bronche	55	69	11	22	34	34
Mélanome de la peau	53	59	41	20	19	21
Cancer du sein chez la femme	0	61	35	24	20	21
Col de l'utérus	0	49	67	14	9	10
Corps de l'utérus	0	63	24	32	25	20
Ovaire	0	62	32	22	21	25
Prostate	100	68	7	27	39	27
Vessie (y compris in situ)	74	71	10	18	30	42
Rein et bassinnet du rein	61	64	24	24	26	25
Cerveau	57	59	38	21	21	20
Thyroïde	22	48	68	17	10	6
Lymphome hodgkinien	55	42	73	10	9	8
Lymphome non hodgkinien	54	64	26	21	25	29
Myélome multiple	55	69	13	20	28	39
Leucémie lymphoïde chronique	60	69	13	21	28	38

^a cas diagnostiqués de 2000 à 2007 admissibles pour l'analyse de la survie

Nota : Les chiffres ayant été arrondis, la somme des pourcentages par groupe d'âge peut ne pas être égale à 100.

Source : Base de données du Registre canadien du cancer de Statistique Canada.

Estimation de la survie relative dans le cas du cancer : une analyse du biais attribuable à l'utilisation de tables de mortalité périmées • Coup d'œil méthodologique

le Canada, conformément à une méthode proposée par Dickman et coll.¹³.

Les analyses portent sur toutes les tumeurs primaires¹⁴⁻¹⁶. Les données pour le Québec en sont exclues, parce que la méthode appliquée dans cette province pour déterminer la date du diagnostic diffère de celle des autres provinces, et en raison de problèmes liés à la détermination du statut vital des cas. Ont également été exclus de l'analyse les enregistrements pour lesquels : la personne avait moins de 15 ans ou plus de 99 ans au moment du diagnostic; le diagnostic avait été établi par autopsie seulement ou d'après le certificat de décès seulement; l'année de naissance ou de décès était inconnue.

Les répartitions selon le sexe et le groupe d'âge des cas diagnostiqués de 2000 à 2007 admissibles aux fins de l'analyse sont fournies pour chaque cancer étudié ainsi que pour tous les

cancers confondus. Le choix de cette période permettait de décrire toutes les personnes pouvant avoir été représentées dans les analyses sur cinq ans (la durée d'intérêt), étant donné qu'en soi, la méthode d'analyse de la survie par période ne porte sur aucun groupe de personnes en particulier¹⁷.

Résultats

Dans le cas des cancers non liés au sexe, l'asymétrie vers les hommes était la plus forte pour les cancers du larynx (83 %), du foie (76 %), de la vessie (74 %) et de l'œsophage (73 %) (tableau 1). En revanche, les femmes rendaient compte de 78 % des diagnostics de cancer de la thyroïde. L'âge moyen au moment du diagnostic était le plus élevé dans le cas des cancers de la vessie (71 ans), du côlon (70 ans) et du pancréas (70 ans), et le plus

bas dans celui du lymphome hodgkinien (42 ans), du cancer de la thyroïde (48 ans) et du cancer du col de l'utérus (49 ans). Les ratios de survie relative pour 2005 à 2007 étaient les plus élevés à l'égard des cancers de la thyroïde et de la prostate (RSR à 5 ans ≥ 95 %) et les moins élevés, pour les cancers du pancréas, de l'œsophage, du poulmon et des bronches, de même que du foie (< 20 %), suivis des cancers du cerveau et de l'estomac (< 25 %) (tableau 2).

Comparativement aux estimations de la survie prévue fondées sur les tables de mortalité de 2005 à 2007, celles basées sur les tables de mortalité de 2000 à 2002 entraînaient un accroissement des RSR pour tous les sièges de cancer et durées de survie étudiés. Tous sièges de cancer confondus, les RSR à 1 an, à 5 ans et à 10 ans ont crû de 0,2, 0,8 et 1,7 point de pourcentage, respectivement. Les accroissements les plus marqués

Tableau 2

Ratios prévus de survie relative (RSR) établis d'après les tables de mortalité de 2005 à 2007 et biais positif dû à l'utilisation de tables de mortalité historiques pour calculer les proportions prévues de cas de survie, certains cancers et certaines durées de survie, Canada, le Québec non compris, 2005 à 2007

Cancer	RSR (%) calculés à partir des tables de mortalité de 2005 à 2007			Biais absolu positif dû à l'utilisation de tables de mortalité historiques (points de pourcentage)					
				Tables de 2000 à 2002 (contre celles de 2005 à 2007)			Tables de 1995 à 1997 (contre celles de 2005 à 2007)		
	1 an	5 ans	10 ans	1 an	5 ans	10 ans	1 an	5 ans	10 ans
Tous les cancers	76,6	62,2	57,2	0,2	0,8	1,7	0,4	1,8	3,7
Cavité buccale et pharynx	82,1	61,9	54,0	0,2	0,7	1,4	0,4	1,6	3,1
Œsophage	38,4	14,1	11,0	0,1	0,2	0,4	0,3	0,5	0,8
Estomac	47,4	24,4	22,2	0,2	0,4	0,9	0,4	0,9	1,8
Côlon, à l'exclusion du rectum	80,2	62,9	59,3	0,3	1,2	2,4	0,6	2,5	5,3
Rectum et recto-sigmoïde	85,0	63,3	57,3	0,3	1,0	2,0	0,5	2,2	4,4
Foie	42,0	18,9	15,7	0,1	0,2	0,4	0,2	0,5	0,9
Pancréas	22,6	7,4	6,0	0,1	0,1	0,2	0,1	0,2	0,4
Larynx	84,6	62,6	51,7	0,3	1,0	1,9	0,6	2,3	4,1
Poumon et bronche	39,8	16,2	11,8	0,1	0,2	0,4	0,3	0,5	0,8
Mélanome de la peau	96,9	88,6	85,1	0,2	1,0	1,8	0,5	2,1	4,0
Cancer du sein chez la femme	96,9	87,2	80,7	0,1	0,6	1,2	0,3	1,3	2,6
Col de l'utérus	88,5	72,8	70,0	0,1	0,2	0,4	0,1	0,4	0,9
Corps de l'utérus	93,8	85,2	83,7	0,1	0,6	1,3	0,2	1,2	2,9
Ovaire	75,3	43,9	36,8	0,1	0,2	0,4	0,2	0,5	0,9
Prostate	98,3	94,9	91,3	0,4	2,0	4,7	0,8	4,3	10,2
Vessie (y compris in situ)	85,6	70,9	64,7	0,4	1,6	3,0	0,8	3,4	6,6
Rein et bassinnet du rein	80,4	67,4	62,4	0,2	0,8	1,7	0,4	1,8	3,6
Cerveau	46,0	22,6	17,6	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	0,3
Thyroïde	98,3	97,7	96,5	0,1	0,3	0,7	0,1	0,7	1,5
Lymphome hodgkinien	91,8	84,8	80,4	0,1	0,2	0,4	0,1	0,5	1,1
Lymphome non hodgkinien	78,3	63,8	55,1	0,2	0,7	1,3	0,4	1,6	2,8
Myélome multiple	73,1	38,0	21,8	0,3	0,6	0,7	0,5	1,3	1,5
Leucémie lymphoïde chronique	92,3	78,8	60,7	0,3	1,4	2,2	0,7	3,0	4,9

Source : Base de données du Registre canadien du cancer de Statistique Canada.

Estimation de la survie relative dans le cas du cancer : une analyse du biais attribuable à l'utilisation de tables de mortalité périmées • Coup d'œil méthodologique

s'observaient dans le cas des cancers de la prostate (0,4, 2,0 et 4,7 points de pourcentage, respectivement) et de la vessie (0,4, 1,6 et 3,0 points de pourcentage), et les moins marqués, dans le cas des cancers du cerveau (0,1, 0,1 et 0,1 point de pourcentage, respectivement) et du pancréas (0,1, 0,1 et 0,2 point de pourcentage).

Les accroissements de RSR étaient plus importants encore lorsque les estimations de la survie prévue étaient basées sur les tables de mortalité de 1995 à 1997. Les mêmes profils observés avec les tables de 2000 à 2002 étaient manifestes, mais les écarts de ratio étaient environ deux fois plus prononcés avec les tables de 1995 à 1997. Plus précisément, pour tous les sièges de cancer confondus, les RSR à 1 an, à 5 ans et à 10 ans calculés à partir des tables de

mortalité de 1995 à 1997 ont crû de 0,4, 1,8 et 3,7 points de pourcentage, respectivement. Les accroissements les plus marqués s'observaient pour le cancer de la prostate (0,8, 4,3 et 10,2 points de pourcentage, respectivement) et le cancer de la vessie (0,8, 3,4 et 6,6 points de pourcentage), et les moins marqués, pour le cancer du cerveau (0,1, 0,2 et 0,3 point de pourcentage, respectivement) et le cancer du pancréas (0,1, 0,2 et 0,4 point de pourcentage).

En général, l'ampleur des écarts de RSR pour 2005 à 2007 calculés d'après les tables de mortalité historiques plutôt qu'actuelles dépendait de la survie relative pour le cancer spécifique. Les écarts avaient tendance à être prononcés dans le cas des cancers ayant les meilleurs pronostics (p. ex. le cancer de la prostate) et peu marqués pour les cancers à moins bon

pronostic (p. ex. le cancer du pancréas). Parmi les cancers auxquels correspond un RSR à 5 ans supérieur à 60 %, douze sur quinze étaient associés à un biais d'au moins 0,6 point de pourcentage (survie à 5 ans). À l'opposé, sur les huit cancers à pronostic relativement mauvais (RSR < 45 %), sept étaient associés à un biais de 0,4 point de pourcentage ou moins et un seul, à savoir le myélome multiple, à un biais de 0,6 point de pourcentage.

Tous cancers confondus, l'utilisation des tables de mortalité de 2000 à 2002 plutôt que de 2005 à 2007 pour l'estimation de la survie prévue a entraîné un accroissement plus important des RSR à 5 ans chez les hommes (1,2 point de pourcentage) que chez les femmes (0,5 point de pourcentage) (tableau 3). Si l'on exclut les cancers propres au sexe, y compris le cancer du sein, alors l'augmentation

Tableau 3

Ratios prévus de survie relative (RSR) à 5 ans établis à partir des tables de mortalité de 2005 à 2007 et biais positif dû à l'utilisation des tables de mortalité de 2000 à 2002 pour calculer les proportions prévues de cas de survie, selon le sexe et le groupe d'âge, certains cancers, Canada, le Québec non compris, 2005 à 2007

Cancer	RSR (%) calculés à partir des tables de mortalité de 2005 à 2007							Biais absolu positif dû à l'utilisation des tables de mortalité de 2000 à 2002 (points de pourcentage)						
	Sexe		Groupe d'âge					Sexe		Groupe d'âge				
	Hommes	Femmes	15 à 54 ans	55 à 64 ans	65 à 74 ans	75 à 99 ans		Hommes	Femmes	15 à 54 ans	55 à 64 ans	65 à 74 ans	75 à 99 ans	
Tous les cancers	61,3	63,2	75,8	67,6	61,5	47,9		1,2	0,5	0,1	0,4	0,8	1,9	
Cavité buccale et pharynx	59,7	66,5	73,2	62,3	54,6	53,5		0,8	0,5	0,1	0,4	0,8	2,2	
Œsophage	13,6	15,4	17,3	15,5	17,3	9,1		0,2	0,2	0,0	0,1	0,3	0,4	
Estomac	23,2	26,8	31,4	26,8	27,3	18,3		0,5	0,3	0,0	0,2	0,4	0,8	
Côlon, à l'exclusion du rectum	62,7	63,1	65,1	66,6	66,8	58,0		1,5	0,8	0,1	0,4	0,9	2,2	
Rectum et recto-sigmoïde	62,3	64,9	68,3	68,9	63,9	55,6		1,2	0,6	0,1	0,4	0,9	2,2	
Foie	19,1	18,3	29,9	22,2	16,1	8,9		0,2	0,1	0,0	0,1	0,2	0,4	
Pancréas	7,0	7,7	16,2	7,8	7,0	4,9		0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,2	
Larynx	62,9	61,1	68,7	66,7	57,8	61,5		1,1	0,5	0,1	0,5	0,9	2,9	
Poumon et bronche	13,5	19,3	22,4	19,3	16,5	11,8		0,3	0,2	0,0	0,1	0,2	0,4	
Mélanome de la peau	85,6	91,9	92,3	89,3	86,7	81,1		1,3	0,5	0,1	0,5	1,2	3,4	
Cancer du sein chez la femme	...	87,2	88,6	89,2	88,6	80,5		...	0,6	0,1	0,3	0,6	1,8	
Col de l'utérus	...	72,8	79,7	65,2	59,0	43,5		...	0,2	0,0	0,2	0,4	1,1	
Corps de l'utérus	...	85,2	90,6	89,0	82,9	74,0		...	0,6	0,1	0,3	0,5	1,7	
Ovaire	...	43,9	66,3	44,7	33,4	20,8		...	0,2	0,1	0,2	0,2	0,5	
Prostate	94,9	...	96,6	97,7	97,9	86,5		2,0	...	0,2	0,7	1,7	4,6	
Vessie (y compris in situ)	72,5	66,4	82,2	80,0	74,4	61,1		1,9	0,7	0,1	0,5	1,2	2,8	
Rein et bassinet du rein	66,9	68,2	79,5	70,8	66,8	51,9		1,0	0,5	0,1	0,4	0,9	2,0	
Cerveau	20,4	25,7	44,2	13,0	9,9	3,5		0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	
Thyroïde	93,9	98,8	99,4	98,0	92,8	84,4		0,6	0,2	0,1	0,4	0,9	2,3	
Lymphome hodgkinien	83,4	86,5	93,5	81,3	59,1	35,3		0,3	0,2	0,0	0,5	0,7	1,2	
Lymphome non hodgkinien	61,8	66,2	78,9	73,3	60,4	45,9		0,9	0,5	0,1	0,4	0,7	1,7	
Myélome multiple	39,3	36,4	60,3	51,0	36,2	22,8		0,8	0,4	0,1	0,3	0,5	0,9	
Leucémie lymphoïde chronique	77,0	81,5	91,5	88,2	82,3	64,7		1,7	0,9	0,1	0,5	1,0	2,6	

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Base de données du Registre canadien du cancer de Statistique Canada

Estimation de la survie relative dans le cas du cancer : une analyse du biais attribuable à l'utilisation de tables de mortalité périmées • Coup d'œil méthodologique

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Le calcul des estimations de la survie relative dépend de la disponibilité de données sur la survie prévue, lesquelles sont généralement calculées à partir de tables de mortalité pour l'ensemble de la population.
- Les analyses de la survie relative se basent souvent sur des chiffres non à jour de la survie prévue lorsque des données à jour ne sont pas disponibles.
- À ce jour, aucune étude empirique n'a été publiée sur le biais dont les ratios de survie relative (RSR) dans le cas du cancer peuvent être entachés du fait de l'utilisation de tables de mortalité non à jour.

Ce qu'apporte l'étude

- Le calcul de la survie prévue à partir de tables de mortalité remontant à cinq ans a donné lieu à un accroissement des RSR pour tous les cancers et durées de survie étudiés.
- Les accroissements étaient d'autant plus importants que la durée de survie était longue.
- Les cancers ayant les meilleurs pronostics avaient tendance à être associés à des accroissements de RSR importants et vice versa.
- Les accroissements de RSR étaient à peu près deux fois plus importants lorsque les tables de mortalité remontaient à dix ans.
- Le calcul de RSR pour le cancer à partir de données non à jour sur la survie prévue peut entraîner une surestimation des taux de survie portant à conséquence.

observée chez les hommes régresse à seulement 0,8 point de pourcentage, tandis que le résultat demeure inchangé chez les femmes (données non présentées). De même, pour chaque cancer étudié, l'augmentation observée chez les hommes était égale ou supérieure à celle observée chez les femmes, l'écart le plus marqué s'observant dans le cas du cancer de la vessie (1,9 point de pourcentage pour les hommes et 0,7 point de pourcentage pour les femmes).

L'utilisation des tables de mortalité de 2000 à 2002 plutôt que de 2005 à 2007 a également entraîné un accroissement des RSR à 5 ans plus marqué avec l'âge. Ainsi, tous sièges de cancer confondus, les personnes âgées de 75 à 99 ans au moment du diagnostic ont montré une augmentation de 1,9 point de pourcentage et celles âgées de 65 à 74 ans et de 55 à 64 ans au moment du diagnostic, une augmentation de 0,8 et 0,4 point de pourcentage, respectivement. Chez les personnes âgées de 75 à 99 ans au moment du diagnostic, l'augmentation la plus prononcée a été observée à l'égard du cancer de la prostate (4,6 points de pourcentage), suivi du mélanome de la peau (3,4 points de pourcentage), du cancer du larynx (2,9 points de pourcentage) et du cancer de la vessie (2,8 points de pourcentage). Parmi les personnes âgées de 65 à 74 ans et de 55 à 64 ans au moment du diagnostic, l'augmentation la plus marquée a également été notée à l'égard du cancer de la prostate (1,7 et 0,7 point de pourcentage, respectivement). Enfin, chez les personnes âgées de 15 à 54 ans au moment du diagnostic, les augmentations observées n'ont jamais dépassé 0,1 point de pourcentage, sauf dans le cas du cancer de la prostate.

Le doublement de l'accroissement des RSR pour 2005 à 2007 signalé plus haut – avec les tables de mortalité de 1995 à 1997 par opposition à celles de 2000 à 2002 – vaut pour les deux sexes, tous les groupes d'âge et tous les sièges de cancer confondus, ainsi que pour tous les sièges de cancer pris séparément, à une ou deux exceptions près (données non présentées).

Discussion

La présente étude fournit des données empiriques sur la nature et l'ampleur du biais introduit lorsque les RSR pour le cancer sont établis à partir de données historiques sur la survie prévue plutôt qu'à partir de données actuelles. Les accroissements observés à l'égard des RSR à 5 ans calculés d'après les tables de mortalité de 2000 à 2002 plutôt que de 2005 à 2007 étaient les plus élevés dans le cas des cancers de la prostate et de la vessie, et à l'endroit des hommes et des personnes âgées de 75 à 99 ans au moment du diagnostic; en outre, ils s'accroissaient à mesure que la durée de survie augmentait. Les écarts de survie étaient environ deux fois plus élevés lorsque les tables de mortalité utilisées remontaient à dix ans plutôt qu'à cinq ans.

Le biais observé était lié aux différences d'espérance de vie dans les tables de mortalité utilisées pour calculer la survie prévue. De 2000–2002 à 2005–2007, l'espérance de vie au Canada a augmenté de 1,3 année chez les hommes et de 0,8 année chez les femmes^{6,7}. Pour la période de 1995–1997 à 2005–2007, les valeurs correspondantes sont deux fois plus élevées, soit 2,8 années et 1,7 année, respectivement^{6,8}. De plus, les probabilités distinctes selon l'âge de survivre entre deux âges au cours de ces périodes augmentent avec l'âge chez les personnes de 55 ans et plus^{6,8}.

L'analyse du rôle des tables de mortalité en ce qui a trait au calcul des estimations de la survie relative pour différents sièges de cancer constitue une tâche complexe¹⁸. Par exemple, le biais le plus important a été observé dans le cas du cancer de la prostate, un cancer propre aux hommes pour lequel l'âge moyen au moment du diagnostic est plus élevé que celui observé, en moyenne, pour les autres cancers. Par contre, le biais était minime dans le cas du cancer de l'œsophage, cancer présentant une répartition selon le sexe à prédominance masculine et pour lequel l'âge moyen au moment du diagnostic est légèrement plus élevé, en moyenne, que pour les autres.

L'évaluation du biais dépend également d'un autre facteur, à savoir le pronostic du cancer en question. Or, pour deux cancers ayant la même proportion prévue de survie – peu importe la table de mortalité sur laquelle elle est fondée –, les différences entre deux tables de mortalité donneront lieu à un écart de survie relative plus marqué pour le cancer ayant le meilleur pronostic¹⁸. Prenons par exemple deux cancers, pour lesquels les proportions de survie sont de 80 % (cancer 1) et 10 % (cancer 2). Si la table de mortalité 1 donne une proportion prévue de survie de 80 % pour chacun des cancers 1 et 2, et la table de mortalité 2, une proportion prévue de 82 %, alors l'effet des différences de tables de mortalité sera de 2,4 points de pourcentage pour le cancer 1 ($80/80 - 80/82$) et de 0,3 point de pourcentage pour le cancer 2 ($10/80 - 10/82$).

Les conclusions de la présente étude étayaient l'importance du pronostic du cancer spécifique lorsqu'on évalue le biais dû à l'utilisation de tables de mortalité historiques par rapport à actuelles. Ainsi, les cancers ayant les meilleurs pronostics ont tendance à être associés à des écarts relativement prononcés, tandis que les cancers à pronostic moins favorable ont tendance à être associés à des écarts relativement faibles. Parmi les exceptions les plus notables figurent le cancer de la thyroïde, le lymphome hodgkinien et le cancer du col de l'utérus, dont les pronostics vont de bon à excellent et pour lesquels les écarts sont faibles. Dans chacun de ces cas – particulièrement pour le lymphome hodgkinien –, on observe, non par hasard, que l'âge moyen au moment du diagnostic est beaucoup plus bas que pour les autres sièges de cancer. En outre, les cancers de la thyroïde et du col de l'utérus ont une répartition selon le sexe fortement (entièrement, dans le second cas) asymétrique vers les femmes. En résumé, le biais introduit est d'autant moins prononcé que la similitude des estimations de la survie prévue fondées sur des tables de mortalité différentes est grande, et ce facteur peut même l'emporter sur le pronostic comme déterminant de l'ampleur du biais.

Les analyses ont été menées selon la méthode d'analyse par période, qui permet de produire des estimations plus à jour de la survie au cancer^{19,21} et que l'on emploie plus couramment depuis quelques années¹⁷. Les résultats des analyses par période rendent compte de l'expérience de survie uniquement pour la période pour laquelle les données les plus récentes sont disponibles. À leur tour, les RSR établis grâce à l'analyse par période reposent exclusivement sur les chiffres de la survie prévue pour cette même période. Pour produire des estimations à long terme de la survie relative à partir de la méthode des cohortes, il faut des estimations de la survie prévue couvrant un plus grand nombre d'années, bien que dans le meilleur des cas, les estimations les plus récentes ne s'appliqueraient qu'aux derniers intervalles de l'analyse (p. ex. les 8^e, 9^e et 10^e années, dans le cas d'une analyse de la survie à 10 ans). Ainsi, on comprend que l'utilisation de tables de mortalité historiques comme solution de rechange influera davantage sur les estimations de la survie fondées sur l'analyse par période que sur celles basées sur la méthode des cohortes.

Les résultats de l'analyse reflètent les données du Registre canadien du cancer, mais pas nécessairement les résultats que l'on obtiendrait à l'échelle des provinces. Le biais attribuable à l'utilisation des tables de mortalité de 2000 à 2002 pour établir les ratios prévus de survie relative au niveau des provinces est montré au tableau A en annexe pour certaines provinces et certains cancers.

Au Canada, les données sur la survie prévue ont traditionnellement été tirées de tables de mortalité quinquennales fondées sur la population produites par la Division de la démographie de Statistique Canada. Dans les faits, les chiffres sur la survie prévue pour les années civiles 1994 à 1998 et 1999 à 2003 sont fondés sur des tables de mortalité (de 1995 à 1997 et de 2000 à 2002) centrées sur les recensements de 1996 et de 2001, respectivement^{7,8}. Avant que les tables de mortalité de 2005 à 2007 (centrées sur le Recensement de 2006) ne soient produites⁶, les estimations de

la survie prévue pour les années civiles 2004 à 2007 ont également été tirées des tables de 2000 à 2002. Au cours de cette période, plusieurs études de la survie relative ont été publiées²²⁻²⁸, et on gagnerait à les examiner à la lumière des conclusions de la présente étude.

Ainsi qu'en témoigne la diffusion simultanée par Statistique Canada des données sur la mortalité et des tables de mortalité²⁹, il n'existe actuellement aucun décalage entre la diffusion des tables de mortalité et celle des données sur lesquelles elles reposent. De plus, on a amélioré la méthode de calcul des prévisions de survie, qui servent à l'estimation de la survie relative. En premier lieu, des tables de mortalité centrées sur des années autres que des années de recensement sont maintenant produites, et ce, en commençant par la version pour 2006 à 2008³⁰. Par conséquent, il ne sera probablement pas nécessaire à l'avenir d'avoir recours aux données historiques sur la survie prévue aux fins d'analyse des années en cours. En second lieu, la méthode utilisée dorénavant pour produire les tables de mortalité, en commençant par celles pour 2005 à 2007⁶, a été appliquée de façon rétroactive à chaque année civile à partir de 1991 à 1993 et de 2004 à 2006 (données non publiées). Outre la cohérence méthodologique dans la façon de calculer les estimations de la survie prévue au fil du temps, cette approche offre également la possibilité de les calculer à partir de tables de mortalité pour une seule année civile.

Il est difficile d'évaluer dans quelle mesure les estimations internationales de la survie relative reposent sur des données non à jour sur la survie prévue, car les études souvent ne fournissent pas de précisions sur leurs méthodes de calcul. Aux États-Unis, le programme SEER (*Surveillance, Epidemiology, and End Results*) comporte un suivi des cas de cancer jusqu'en 2010, bien que les données les plus récentes sur la survie prévue remontent à 2007³¹. Avant cette date, lorsque le programme SEER s'appuyait exclusivement sur des tables de mortalité décennales, on observait

des écarts plus marqués entre la dernière année de suivi et la dernière année pour laquelle des chiffres de la survie prévue étaient disponibles. Par exemple, la table de mortalité de 2000 a été élargie pour inclure l'année 2006 pour la remise des données de novembre 2008; trois ans plus tôt, la table de 1990 avait été élargie pour comprendre l'année 2003 (SEER*Stat Technical Support, Information Management Services, Inc.). C'est d'ailleurs cette dernière extension qui a motivé la présente analyse de l'effet produit par les tables de mortalité remontant à dix ans.

Mot de la fin

Les conclusions de la présente étude ont pour but d'aider à mieux comprendre l'importance d'avoir des données actuelles sur la survie prévue. Le recours aux données historiques plutôt qu'à jour sur la survie prévue pour calculer les RSR dans le cas du cancer peut entraîner une surestimation de la survie portant à conséquence. L'utilisation de plus en plus courante de la méthode d'analyse par période met en valeur la nécessité d'avoir des données à jour sur la survie prévue.

On recommande en outre qu'au moment de présenter leurs chiffres de la survie relative, les chercheurs citent clairement la source et la couverture de leurs données sur la survie prévue. ■

Remerciements

Le Registre canadien du cancer est tenu à jour par Statistique Canada à partir de données que lui fournissent les registres provinciaux et territoriaux du cancer, dont la collaboration est vivement appréciée.

Références

1. F. Ederer, L.M. Axtell et S.J. Cutler, « The relative survival rate: a statistical methodology », *National Cancer Institute Monographs*, 6, 1961, p. 101-121.
2. A. Micheli, P. Baili, M. Quinn et al., « Life expectancy and cancer survival in the EUROCARE-3 cancer registry areas », *Annals of Oncology*, 14 (5e supplément), 2003, p. 28-40.
3. D.M. Parkin, V.W. Chen, J. Ferlay et al., *Comparability and Quality Control in Cancer Registration*, publications techniques du Centre international de recherche sur le cancer (CIRC), no 19, Lyon, 1994.
4. Organisation mondiale de la Santé, *Classification internationale des maladies pour l'oncologie*, Troisième édition, sous la direction de A. Fritz, C. Percy, A. Jack et al., Genève, 2000.
5. *SEER Cancer Statistics Review, 1975-2007*, sous la direction de S.F. Altekruse, C.L. Kosary, M. Krapcho et al., Bethesda (Maryland), National Cancer Institute, à partir de données du programme SEER présentées en novembre 2009 et affichées sur le site Web dudit programme : http://seer.cancer.gov/csr/1975_2007/.
6. Statistique Canada, *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 2005 à 2007* (n° 84-537 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2013.
7. Statistique Canada, *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 2000 à 2002* (n° 84-537 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2006.
8. D. Duchesne, P. Tully, B. Thomas et al., *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995 à 1997* (Statistique Canada, n° 84-537 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2002.
9. Statistique Canada, *Méthodologie des tables de mortalité pour le Canada, les provinces et les territoires* (n° 84-538-X au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2013.
10. H. Brenner et O. Gefeller, « An alternative approach to monitoring cancer patient survival », *Cancer*, 78, 1996, p. 2004-2010.
11. P.W. Dickman, *Population-based Cancer Survival Analysis*, disponible à l'adresse http://www.pauldickman.com/rsmodel/sas_colon/ (consulté en novembre 2011).
12. F. Ederer et H. Heise, *The effect of eliminating deaths from cancer on general population survival rates*, Methodological note No. 10, Bethesda (Maryland), End Results Evaluation section, National Cancer Institute, 1959.
13. P.W. Dickman, A. Auvinen, E.T. Voutilainen et al., « Measuring social class differences in cancer patients survival: Is it necessary to control for social class differences in general population mortality? A Finnish population-based study », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52, 1998, p. 727-734.
14. H. Brenner et T. Hakulinen, « Patients with previous cancer should not be excluded in international comparative cancer survival studies », *International Journal of Cancer*, 121, 2007, p. 2274-2278.
15. S. Rosso, R. De Angelis, L. Ciccolallo et al., « Multiple tumours in survival estimates », *European Journal of Cancer*, 45, 2009, p. 1080-1094.
16. Ellison, L.F., « Measuring the effect of including multiple cancers in survival analyses using data from the Canadian Cancer Registry », *Cancer Epidemiology*, 34, 2010, p. 550-555.
17. L. Jansen, T. Hakulinen et H. Brenner, « Study populations for period analyses of cancer survival », *British Journal of Cancer*, 108, 2013, p. 699-707.
18. P. Baili, A. Micheli, R. De Angelis et al., « Life tables for worldwide comparison of relative survival for cancer (CONCORD study) », *Tumori*, 94, 2008, p. 658-668.
19. H. Brenner, B. Söderman et T. Hakulinen, « Use of period analysis for providing more up-to-date estimates of long term survival rates: empirical evaluation among 370,000 cancer patients in Finland », *International Journal of Epidemiology*, 31, 2002, p. 456-462.
20. M. Talbäck, M. Stenbeck et M. Rosén, « Up-to-date long term survival of cancer patients: an evaluation of period analysis on Swedish Cancer Registry data », *European Journal of Cancer*, 40, 2004, p. 1361-1372.
21. L.F. Ellison, « An empirical evaluation of period survival analysis using data from the Canadian Cancer Registry », *Annals of Epidemiology*, 16(3), 2006, p. 191-196.
22. L.F. Ellison et K. Wilkins, « Mise à jour sur la survie au cancer », *Rapports sur la santé*, 21(3), 2010, p. 55-60.
23. L.F. Ellison, H. Bryant, G. Lockwood et L. Shack, « Analyses de la survie conditionnelle selon le siège du cancer », *Rapports sur la santé*, 22(2), 2011, p. 21-25.
24. Société canadienne du cancer, Comité directeur des statistiques sur le cancer, « *Diabetes in pregnancy: health risks and management* », Toronto, Société canadienne du cancer, 2011.
25. Partenariat canadien contre le cancer, *Rapport de 2011 sur le rendement du système de lutte contre le cancer*, Toronto, Partenariat canadien contre le cancer, 2011.

Estimation de la survie relative dans le cas du cancer : une analyse du biais attribuable à l'utilisation de tables de mortalité périmées • Coup d'œil méthodologique

26. Statistique Canada, *Statistiques sur la survie au cancer – 1992 à 2003* (n° 82-226-X au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2012, disponible à l'adresse <http://www.statcan.gc.ca/pub/82-226-x/82-226-x2011001-fra.htm> (consulté en septembre 2013).
27. L. Kachuri, P. De, L.F. Ellison *et al.*, « Tendances concernant l'incidence du cancer, la mortalité par cancer et la survie au cancer au Canada entre 1970 et 2007 », *Maladies chroniques et blessures au Canada*, 33(2), 2013, p. 69-80.
28. L. Shack, H. Bryant, G. Lockwood et L.F. Ellison, « Conditional relative survival: a different perspective to measuring cancer outcomes », *Cancer Epidemiology*, 37(4), 2013, p. 446-448.
29. Statistique Canada, *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 2009 à 2011* (n° 84-537 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2013.
30. Statistique Canada, *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 2006 à 2008*, (n° 84-537 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2013.
31. National Cancer Institute, Surveillance Research Program, *Documentation for the Expected Survival Life Tables*, disponible à l'adresse <http://www.seer.cancer.gov/expsurvival/documentation.html> (consulté en septembre 2013).

Annexe

Tableau A

Évolution de l'espérance de vie à la naissance de 2000-2002 à 2005-2007 et ampleur du biais dans les ratios prévus de survie relative (RSR) à 5 ans pour 2005 à 2007 dû à l'utilisation des tables de mortalité de 2000 à 2002 pour calculer les proportions prévues de cas de survie, selon le sexe, certains groupes d'âge, certaines provinces et certains cancers, Canada, le Québec non compris

Province	Évolution de l'espérance de vie (années)		Biais absolu dû à l'utilisation des tables de mortalité de 2000 à 2002 (points de pourcentage)†														
	Hommes	Femmes	Tous les cancers					Cancer du sein chez la femme					Cancer de la prostate				
			Hommes	Femmes	55 à 99 ans			15 à 99 ans	15 à 99 ans	15 à 99 ans	15 à 99 ans	15 à 99 ans	15 à 99 ans	15 à 99 ans			
					65 à 74 ans	75 à 99 ans	65 à 74 ans								75 à 99 ans	65 à 74 ans	75 à 99 ans
Colombie-Britannique	0,7	0,5	0,9	0,3	0,2	0,6	1,4	0,4	0,2	0,3	1,3	1,6	0,3	1,3	3,6		
Alberta	1,0	0,6	1,0	0,3	0,4	0,7	1,5	0,4	0,3	0,4	1,3	1,7	0,7	1,5	3,9		
Saskatchewan	0,7	-0,2	0,8	-0,2	0,4	0,7	0,0	-0,3	0,4	0,0	-1,8	1,5	0,7	1,8	1,8		
Manitoba	1,2	0,5	1,3	0,4	0,6	0,7	1,6	0,5	0,7	0,2	1,4	2,2	1,1	1,7	4,1		
Ontario	1,3	0,9	1,3	0,6	0,4	0,9	2,5	0,8	0,3	0,8	2,8	2,2	0,8	1,7	5,5		
Nouveau-Brunswick	1,2	0,5	1,5	0,4	0,5	1,3	1,6	0,5	0,4	0,8	1,1	2,7	1,0	3,0	5,3		
Nouvelle-Écosse	1,0	0,7	1,3	0,5	0,3	1,0	2,0	0,7	0,3	0,9	1,9	2,2	0,7	2,0	5,5		
Île-du-Prince-Édouard	2,0	0,8	2,0	0,6	0,3	1,5	2,7	0,7	0,4	0,5	2,5	2,9	0,6	3,3	7,6		
Terre-Neuve-et-Labrador	0,5	-0,2	1,0	-0,2	0,3	0,8	0,6	-0,3	0,2	0,4	-3,2	1,6	0,7	1,8	3,3		

Nota : Une valeur positive indique que l'utilisation des tables de mortalité de 2000 à 2002 plutôt que de 2005 à 2007 pour calculer les proportions prévues de cas de survie a entraîné un accroissement des RSR.

Source : Base de données du Registre canadien du cancer de Statistique Canada, références nos 7 et 9.